

DEVALUACIONES Y EXPECTATIVAS DE DEPRECIACIÓN EN EL S.M.E.

Juan Ayuso y María Pérez Jurado

DEVALUACIONES Y EXPECTATIVAS DE DEPRECIACIÓN EN EL S.M.E.

Juan Ayuso y María Pérez Jurado (*)

(*) Queremos agradecer las sugerencias recibidas de Fernando Restoy desde el comienzo de este trabajo. Agradecemos también los comentarios realizados por J. J. Camio, C. Melcón, J. L. Vega y J. Viñals, y la labor de F. Alonso y J. J. Pacheco como ayudantes de investigación.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9531

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar
la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor
conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones
representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente
coincide el Banco de España.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-432-0

Depósito legal: M-38341-1995

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo, se desarrolla un método que, para los tipos de cambio de las divisas pertenecientes al SME, permite obtener estimaciones por separado tanto del tamaño de la depreciación esperada ante una eventual devaluación de la paridad central, como de la probabilidad asignada por los agentes a que dicha devaluación tenga lugar a corto plazo. El método propuesto complementa la información que proporcionan los saltos observados en los tipos de cambio de mercado en torno a los realineamientos, con la que contienen los diferenciales de tipos de interés sobre la evolución futura de los tipos de cambio.

La separación entre probabilidad y tamaño permite, por un lado, un análisis más rico de los efectos de las devaluaciones sobre la credibilidad cambiaria, y, por otro, la estimación de un modelo que explica la evolución de la probabilidad de devaluación de la peseta en el SME.

1. INTRODUCCIÓN

El Mecanismo de Cambios del SME establece unas bandas de fluctuación para los tipos de cambio bilaterales de las divisas que lo integran, en torno a paridades centrales que pueden ser reajustadas por consenso entre los países miembros. Así, a lo largo de su historia, los tipos de cambio de mercado correspondientes han seguido procesos alrededor, bien de la paridad central, bien de otra de referencia situada también dentro de la banda vigente; procesos que, a su vez, se han reajustado en numerosas ocasiones. La credibilidad otorgada por los agentes al mantenimiento futuro de la paridad central y/o del proceso efectivo seguido por el tipo de cambio de mercado dentro de la banda condiciona de forma crucial la consecución de los objetivos perseguidos con la pertenencia a este acuerdo cambiario. No es de extrañar, por tanto, que hayan proliferado los trabajos dedicados a analizar la evolución de dicha credibilidad¹.

Los diferentes indicadores de credibilidad que se han propuesto en estos trabajos giran, en general, en torno a estimaciones de la tasa de devaluación esperada por los agentes (o de la tasa de depreciación del tipo de cambio de mercado asociada), tasa que es el producto de dos componentes: la probabilidad asignada al hecho de que se produzca una devaluación y el tamaño esperado de la correspondiente variación en la paridad central (o en el tipo de cambio de mercado).

Sin embargo, la descomposición de los indicadores de credibilidad en sus dos componentes básicos resulta de gran importancia, ya que permite abordar problemas que no pueden resolverse a partir de la información agregada que proporciona la tasa esperada de devaluación. Así, por un lado, en Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1995) se demuestra que, si no existe credibilidad perfecta en el régimen cambiario de fluctuación, los indicadores convencionales (tipo GARCH) subestiman el

¹ Svensson (1991) y Bertola y Svensson (1993) son dos trabajos pioneros en la construcción de índices de credibilidad. Ejemplos de aplicaciones se encuentran, entre otros, en Rose y Svensson (1991), Holden y Vikoren (1992), Lindberg, Soderlind y Svensson (1993), Caramazza (1993) y Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993).

riesgo cambiario. Para obtener una medición adecuada, es necesario añadir a esos indicadores, un factor de corrección, para cuyo cálculo resultan imprescindibles no solo el grado de credibilidad, sino también una estimación del componente tamaño.

Por otra parte, el análisis del componente de probabilidad resulta de gran interés para el estudio de ciertos aspectos de la credibilidad que pueden quedar enmascarados si se utiliza el indicador agregado. En este sentido, un claro ejemplo lo constituye una cuestión con importantes implicaciones para la política económica, como es el impacto que las distintas devaluaciones han tenido sobre la credibilidad. En Drazen y Masson (1994), se lleva a cabo un análisis de las posibles consecuencias de las devaluaciones sobre la credibilidad, y se concluye, en el plano teórico, que estas dependen de la importancia relativa de dos efectos contrapuestos: un efecto reputación que reduciría la credibilidad de la autoridad monetaria y un efecto corrección de desequilibrios que elevaría la credibilidad de las políticas económicas ejecutadas por dicha autoridad.

Estimaciones agregadas de los dos componentes que combinan los indicadores convencionales de credibilidad resultan, de nuevo, insuficientes para determinar cómo valoran los agentes las devaluaciones. En general, una devaluación (siempre que suponga una depreciación efectiva) reducirá el tamaño esperado del salto del tipo de cambio asociado a una nueva devaluación. Sin embargo, el efecto de la devaluación sobre el componente de probabilidad es ambiguo a priori. Por lo tanto, sería posible que devaluaciones que, gracias a la magnitud de la depreciación lograda, vengan acompañadas de reducciones posteriores de la tasa esperada de devaluación oculten, sin embargo, pérdidas de credibilidad por parte de las autoridades monetarias. Esta pérdida de credibilidad, por el contrario, quedaría reflejada en un aumento de la probabilidad asignada por los agentes al hecho de que se produzca una nueva devaluación.

El objetivo de este trabajo es el de desarrollar un método que permita obtener por separado estimaciones de los dos componentes de la tasa esperada de depreciación asociada a una devaluación, con el fin de centrarnos en el análisis de la evolución de las probabilidades, prestando especial atención a lo ocurrido en torno a las devaluaciones.

Aunque los trabajos que han tratado de llevar a cabo la separación entre probabilidad y tamaño son escasos, es posible citar dos que sirven de referencia al nuestro: Gutiérrez (1994) y Mizrach (1993). En el primero, el componente tamaño representa las variaciones de las paridades centrales en los realineamientos. Esto no permite explotar la información acerca de la evolución futura de los tipos de cambio de mercado contenida en los diferenciales de tipos de interés. Esta información es especialmente útil en este caso, ya que, por la propia naturaleza del acuerdo cambiario, las devaluaciones son fenómenos muy poco frecuentes, lo que dificulta cualquier tipo de inferencia basada exclusivamente en la evolución observada de los tipos de cambio². El segundo de los trabajos citados utiliza dichos diferenciales, pero no explota la información contenida en los saltos observados en los tipos de cambio de mercado alrededor de los realineamientos, sino que realiza la descomposición sobre la base, exclusivamente, de la distinta forma funcional del tamaño (lineal) y de la probabilidad (no lineal).

La principal novedad del método de estimación propuesto consiste en complementar la información sobre la evolución futura de los tipos de cambio, contenida en los diferenciales de tipos de interés entre activos homogéneos denominados en divisas diferentes, con la que proporcionan los saltos en los tipos de cambio de mercado en torno a los realineamientos sobre el componente tamaño.

El esquema del trabajo es el siguiente. En la sección 2, se desarrolla el modelo econométrico que sirve de base para la estimación de los dos componentes que se miden de forma conjunta en los indicadores convencionales de credibilidad: la probabilidad de futuras devaluaciones y el tamaño esperado del salto asociado en el tipo de cambio de mercado. La sección 3 se dedica a la estimación y análisis de los diferentes tamaños, mientras que la sección 4 se centra en el análisis de la evolución del componente probabilidad prestando especial atención al impacto de las devaluaciones sobre el mismo. En la sección 5, se presenta un modelo sencillo para explicar la evolución de la probabilidad en el caso de la

² Dificultades que, en general, han sido bautizadas en la literatura como el problema del peso. Véase Krasker (1980).

peseta, y, finalmente, la sección 6 recoge las conclusiones principales del trabajo.

2. UN MODELO ECONÓMETRICO PARA ESTIMAR LA PROBABILIDAD DE UNA DEVALUACIÓN Y EL TAMAÑO DE LA DEPRECIACIÓN ASOCIADA

En línea con la práctica habitual en la literatura sobre credibilidad, comenzamos caracterizando el comportamiento del tipo de cambio en el contexto de los modelos univariantes. Concretamente, supondremos que el proceso estocástico que sigue el (logaritmo del) tipo de cambio de mercado $-s_t-$ es el siguiente:

$$s_t = k + \Gamma(L) s_{t-1} + d_t + \epsilon_t$$

donde

$$d_t = \begin{cases} d_t^*, & \text{con prob. } p_{t-1} \\ 0, & \text{con prob. } 1-p_{t-1} \end{cases}$$

siendo $\Gamma(L)$ un polinomio de orden q en el operador de retardos L . La variable d_t^* mide el tamaño del salto en el tipo de cambio de mercado (depreciación) asociado a una devaluación, siendo p_{t-1} la probabilidad en el momento $t-1$ de que, en el momento t , se produzca dicha devaluación.

Supondremos, además, que la depreciación asociada a una devaluación -la primera de las magnitudes que se pretende estimar en este trabajo- depende de las variables agrupadas en el vector X_{t-1}^d :

$$d_t^* = X_{t-1}^d \beta^d + u_t^d \quad (1)$$

La devaluación, por su parte, tiene lugar cuando un indicador determinado $-C_t-$, que puede interpretarse como un exceso de coste para las autoridades derivado del mantenimiento de la paridad vigente, toma un valor positivo. Este indicador depende de las variables agrupadas en el vector X_{t-1}^c :

$$C_t = X_{t-1}^c \beta^c + u_t^c \quad (2)$$

La estimación de los parámetros relevantes en esta ecuación permite obtener una estimación de la probabilidad de que se produzca una devaluación en el periodo siguiente, ya que

$$P_{t-1} = \text{Prob.}(u_t^c > -X_{t-1}^c \beta^c)$$

Finalmente, supondremos que la distribución conjunta de las perturbaciones aleatorias u_t^d y u_t^c es una normal de media cero y matriz de varianzas Σ , siendo

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & \sigma_{cd} \\ \sigma_{cd} & \sigma_c^2 \end{bmatrix}$$

Ahora bien: ni el indicador C_t ni la variable d_t son directamente observables. La única información disponible es el signo de C_t (es decir, si ocurre o no una devaluación) y, condicionado a que realmente ocurre, el tamaño de la correspondiente depreciación en el tipo de cambio de mercado d_t^* . Si se define la variable ω_t como

$$\omega_t = \begin{cases} 1, & \text{si } C_t > 0 \\ 0, & \text{si } C_t \leq 0 \end{cases}$$

las variables que son directamente observables son la propia ω_t y $d_t^* \forall t / \omega_t = 1$.

La estimación de los parámetros de la ecuación (1) a partir de una muestra que incluya solo los saltos del tipo de cambio de mercado observados cuando se ha producido una devaluación está sujeta a un problema de selección muestral (véase Amemiya 1985). Si las perturbaciones de las ecuaciones (1) y (2) no son independientes, la obtención de un estimador consistente de β^d y σ_d requiere añadir a la

ecuación (1) un nuevo regresor conocido como la "lambda de Heckman", que depende de los parámetros y las variables de la ecuación (2):

$$d_t^* = X_{t-1}^d \beta^d + \lambda(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c) \Theta + \epsilon_t, \quad \forall t/\omega_t=1 \quad (3)$$

donde

$$\lambda(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c) = \frac{\phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)}{\Phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)}$$

es la citada lambda de Heckman, Θ y ϕ son, respectivamente, las funciones de distribución y de densidad de la normal estandarizada y, como puede verse en Amemiya (1985), la perturbación ϵ_t no es homocedástica. Por tanto, la estimación del tamaño esperado de la depreciación asociada a una devaluación requiere la estimación previa de la ecuación (2) que determina la correspondiente probabilidad.

Sin embargo, la estimación de las probabilidades de devaluación a partir de la ecuación (2) resulta bastante compleja como consecuencia, por un lado, de la necesidad de determinar y medir las variables que configuran el vector X_{t-1}^c ³ y, por otro, de la dificultad para captar su previsiblemente elevada variabilidad a partir del escaso número de devaluaciones observadas (problema del peso). Ambos problemas pueden mitigarse, al menos en parte, incorporando en el análisis la información sobre las expectativas de evolución futura del tipo de cambio, contenida en el diferencial de tipos de interés entre dos activos homogéneos denominados en cada una de las divisas cuyo tipo de cambio se está considerando.

En efecto: la no existencia de oportunidades de arbitraje en los mercados financieros implica la siguiente relación de paridad entre los tipos de interés:

³Cabe esperar que la probabilidad asignada por los agentes a que tenga lugar una devaluación dependa de un conjunto amplio de factores, alguno de ellos no necesariamente de contenido económico -por ejemplo, eventos políticos- y de difícil medición.

$$i_{t-1} - i_{t-1}^* - E_{t-1}(\Delta s_t | \omega_t=0) - \rho_{t-1} = P_{t-1}(\omega_t = 1) E_{t-1}(d_t^*) = \Phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c) X_{t-1}^d \beta^d \quad (4)$$

donde i_{t-1} e i_{t-1}^* son los tipos de interés (sin anualizar) de dos activos que vencen en el período siguiente y están denominados en las correspondientes divisas y ρ_{t-1} es una prima por riesgo de tipo de cambio.

La ecuación (4) puede utilizarse para eliminar β^c / σ_c y X_{t-1}^c de la ecuación (3)⁴. En particular, dicha ecuación puede reescribirse como

$$d_t = X_{t-1}^d \beta^d + f(X_{t-1}^d \beta^d) \Theta + v_t \quad (5)$$

donde

$$f(X_{t-1}^d \beta^d) = \frac{\Phi[\Phi^{-1}(\Omega_{t-1}/X_{t-1}^d \beta^d)]}{\Omega_{t-1}/X_{t-1}^d \beta^d}$$

$$\Omega_{t-1} = i_{t-1} - i_{t-1}^* - E_{t-1}(\Delta s_t | \omega_t=0) - \rho_{t-1}$$

y Φ^{-1} es la función inversa de Φ .

La ecuación no lineal (5) -donde han desaparecido las variables y parámetros de la ecuación (2)- puede estimarse a partir de un método iterativo que se resume en los siguientes pasos:

1. Estimar por mínimos cuadrados ordinarios la regresión lineal

⁴ Alternativamente, podría utilizarse la ecuación (4) para eliminar las variables y los parámetros relacionados con el tamaño esperado. Sin embargo, en principio, cabe esperar que, en comparación con las probabilidades, los tamaños sean menos volátiles y, por tanto, más fáciles de explicar en función de las variables X .

$$d_t^* = X_{t-1}^d \beta^d + \xi_t, \quad \forall t / \omega_t = 1$$

es decir, para aquellas observaciones correspondientes a los episodios de devaluación.

2. Una vez estimado el tamaño esperado del salto en el tipo de cambio de mercado, $E_{t-1}(d_t^*) = \hat{d}_t^*$, estimar, haciendo uso de la ecuación (4), la probabilidad de devaluación⁵

$$P_{t-1}(\omega_t = 1) = \frac{\Omega_{t-1}}{\hat{d}_t^*}$$

Obsérvese que este método para estimar la probabilidad constituye una alternativa a su estimación a partir de la ecuación (2), según la cual:

$$P_{t-1}(\omega_t = 1) = \Phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$$

Por tanto, $\Omega_{t-1} / \hat{d}_t^*$ proporciona una estimación de $\Phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$ donde no ha sido preciso explicitar las variables que componen el vector X_{t-1}^c .

3. A partir de esta estimación de $\Phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$, obtener $\phi(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$. El cociente entre ambas proporciona una estimación del regresor $\lambda(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$ alternativa a la que proporciona la estimación directa de la ecuación (2).

4. Estimar la ecuación (3), de nuevo solo para aquellas observaciones correspondientes a los episodios de devaluación, incluyendo ahora la variable $\lambda(X_{t-1}^c \beta^c / \sigma_c)$ estimada en el paso 3. Si la diferencia (absoluta) máxima entre el nuevo vector $\hat{\beta}^d$ y el anterior es mayor que cierto nivel

⁵ Si la probabilidad resultante es negativa (superior a la unidad), se toma como estimación de la misma el valor 0 (1).

crítico, se vuelve a iterar a partir de 2 con el nuevo tamaño estimado.

En resumen, gracias a la incorporación del contenido informativo del diferencial de tipos de interés, el método propuesto permite minimizar los problemas derivados de la existencia de un problema del peso y simplifica, además, la obtención de la probabilidad de devaluación y del tamaño de la depreciación asociada, en la medida en que reduce el conjunto de variables explicativas que es preciso incorporar en el análisis. En la sección siguiente, se aplica este método para estimar los tamaños esperados de las depreciaciones asociadas a las devaluaciones ocurridas a lo largo de la historia del SME.

3. ESTIMACIÓN DEL TAMAÑO ESPERADO

En esta sección, se utiliza el modelo descrito en la sección anterior para estimar los tamaños esperados de las depreciaciones asociadas a posibles devaluaciones en la muestra comprendida entre el 13 de marzo de 1979, fecha de creación del SME⁶, y el 31 de agosto de 1994. Dicha estimación requiere la incorporación de algún supuesto adicional que se comenta a continuación.

En primer lugar, en relación con el proceso que caracteriza el comportamiento del tipo de cambio, supondremos, dadas las dificultades para su estimación⁷, que el parámetro k es nulo y que el polinomio $\Gamma(L)$ es igual a la unidad. Es decir, se supone que, en ausencia de devaluaciones esperadas, los tipos de cambio pueden

⁶ Para las monedas que entraron a formar parte del Mecanismo de Cambios con posterioridad, su muestra empieza en el momento de la incorporación: 19-6-89 para la peseta y 6-4-92 para el escudo. El caso de la libra esterlina no se considera, al no haberse devaluado nunca frente al marco.

⁷ Véase Chen y Giovannini (1992).

aproximarse razonablemente bien por paseos aleatorios⁸. Por otra parte, supondremos también que se verifica la paridad descubierta de los tipos de interés, de modo que las primas por riesgo cambiario $-\rho_t$ se suponen nulas. El cumplimiento de la paridad descubierta ha sido respaldado por diferentes trabajos, al menos para las divisas pertenecientes al Mecanismo de Cambios del SME⁹, que son las que se tienen en cuenta en este trabajo.

En cuanto a los datos concretos incluidos en la estimación, es preciso comentar, en primer lugar, que, con objeto de **maximizar** el número de observaciones disponibles, se utilizan datos de frecuencia diaria. En lo referente a los tipos de cambio, en la medida en que el **marco alemán** es generalmente reconocido como el ancla del Sistema, nos vamos a ocupar de los tamaños de los saltos en los diferentes tipos de cambio bilaterales frente al mismo. Por su parte, los tipos de interés que se utilizan para obtener la información contenida en la ecuación (4) son los correspondientes a los depósitos a un mes en el **euromercado**, denominados en las distintas divisas consideradas. Obsérvese que el diferencial entre tipos de interés de activos con un plazo de vencimiento igual a un mes proporciona información sobre la probabilidad y el tamaño esperado del salto -que supondremos único- a dicho plazo.

Para cada devaluación, es posible observar un número de saltos asociados (a un mes) en el tipo de cambio de mercado igual al número de datos diarios contenidos en el plazo de un mes inmediatamente antes de dicha devaluación. Cada uno de esos saltos se obtiene a partir de la diferencia entre el tipo de cambio de mercado en cada uno de los días hasta un mes antes de la devaluación y el registrado exactamente un mes después de dicho día. De esta forma, el uso de la frecuencia diaria permite obtener para cada divisa y en cada **realineamiento** alrededor de 22 observaciones¹⁰ diarias del tamaño del salto. El cuadro 1 recoge los

⁸ Obsérvese que, en general, la hipótesis alternativa al paseo aleatorio es la de un proceso autorregresivo de primer orden con un parámetro muy cercano, aunque inferior, a la unidad.

⁹ Véanse Ayuso y Restoy (1994) o Svensson (1992).

¹⁰ 22 son, en promedio, los días de mercado en un mes.

tamaños de los saltos en las paridades centrales, así como en los tipos de cambio de mercado asociados a dichas devaluaciones. En conjunto, la muestra incluye 36 realineamientos¹¹, lo que supone un total de 672 observaciones.

En cuanto a las variables candidatas a explicar los diferentes tamaños, se parte del hecho de que los reajustes de paridades centrales solo pueden realizarse por acuerdo mutuo de todos los países participantes en el Mecanismo de Cambios. Se supone, por tanto, que existe un criterio común para todos los países, que, lógicamente, tratará de evitar el recurso a las devaluaciones competitivas. Estas "reglas del juego", que deben tener un reflejo en los saltos asociados de los tipos de cambio de mercado, han tratado de caracterizarse de acuerdo con el siguiente esquema. En primer lugar, los tamaños dependen de las pérdidas acumuladas de competitividad y estas se aproximan por la desviación del tipo de cambio real frente al marco con respecto a un tipo de cambio real de referencia¹².

Ahora bien: en segundo lugar, la necesidad de que exista un consenso no tiene por qué impedir que se permita cierto margen de flexibilidad de acuerdo con las condiciones específicas de cada país. Esta característica se trata de incorporar dejando que el coeficiente del tipo de cambio real varíe no solo entre países, sino también en el tiempo, en función de otras variables que reflejen tales condiciones y que, con carácter genérico, se van a denotar por Z_t . Las variables que se han considerado para desempeñar este papel son tres: un tipo de interés

¹¹ Problemas de disponibilidad de datos obligan a excluir de las 46 devaluaciones ocurridas entre 1979 y 1994 las dos primeras de la corona danesa y las tres primeras de la libra irlandesa. Por otro lado, se han excluido también otros cinco casos (dos para el franco belga, dos para la corona danesa y uno para la libra irlandesa) en los que el tipo de cambio de mercado de la correspondiente divisa se apreció frente al marco.

¹² Medido a través de los Índices de Precios de Consumo. El componente de precios relativos de esta serie no está disponible con periodicidad diaria, sino mensual. En este, como en los restantes casos a lo largo del trabajo, las variables mensuales se han transformado en diarias, repitiendo en cada día el correspondiente al día anterior hasta que aparece un nuevo dato mensual.

nacional a medio plazo -concretamente, el tipo de la deuda pública a 3 años-, la tasa de paro y el tipo de interés (a un año) del país ancla.

Concretamente, el modelo que, de acuerdo con la ecuación (1), se especifica para el tamaño es el siguiente:

$$d_{i,t}^* = \beta_i + \beta_{i,t-1} (q_{i,t-1} - \bar{q}_i) + u_{i,t}$$

donde

$$\beta_{i,t-1} = \delta_0 + \delta_1 (Z_{i,t-1} - \bar{Z}_i)$$

y los parámetros han de cumplir las siguientes restricciones

$$\beta_{i,t-1} \geq 0 \quad \forall i, \forall t, \quad \delta_0 \geq 0, \quad \delta_1 \geq 0$$

El subíndice t representa el tiempo (en días), el subíndice i se refiere a las ocho divisas del Sistema que, aparte del propio marco, han sufrido algún realineamiento -franco francés, franco belga, corona danesa, lira italiana, libra irlandesa, florín, peseta y escudo-, q_t representa el tipo de cambio real frente al marco, \bar{q}_i es el tipo de cambio real de referencia de cada divisa y $Z_{i,t}$ y \bar{Z}_i son, respectivamente, los niveles actual y de referencia de la variable Z , medidos de forma que resulten siempre no negativos.

El comportamiento que se trata de captar con este modelo es la posibilidad de que la reacción del tamaño esperado ante una determinada pérdida de competitividad sea tanto mayor, cuanto mayor sea un determinado desequilibrio macroeconómico, aproximado por la variable Z .

Reagrupando términos, la ecuación anterior se transforma en la ecuación lineal siguiente para los tamaños de las depreciaciones asociadas a las devaluaciones:

$$d_{i,t}^* = \gamma_{0,i} + \gamma_1 q_{i,t-1} + \gamma_{2,i} Z_{i,t-1} + \gamma_{3,i} q_{i,t-1} + \gamma_4 Z_{i,t-1} q_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (6)$$

donde los parámetros han de satisfacer las siguientes restricciones

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= \delta_0 \geq 0 \\ \gamma_{2,i} &= -\delta_1 \bar{q}_i \leq 0 \\ \gamma_{3,i} &= -\delta_1 \bar{Z}_i \leq 0 \\ \gamma_4 &= \delta_1 \geq 0 \end{aligned}$$

A partir de la ecuación (6) y de los diferenciales de tipos de interés, se lleva a cabo la estimación de los parámetros γ siguiendo el método iterativo expuesto en la sección anterior.

Los resultados principales de estas estimaciones se presentan en los cuadros 2 y 3. El criterio de convergencia del proceso iterativo se ha fijado en 10^{-6} . Como puede observarse en el cuadro 2, ninguna de las variables empleadas para caracterizar la posible flexibilidad en la sensibilidad de los tamaños de los saltos al tipo de cambio real produce resultados satisfactorios, ya que se viola alguna de las restricciones de signo y/o el coeficiente del tipo de cambio real no es estadísticamente significativo. Así, en el caso del tipo de interés nacional a 3 años, el término constante del coeficiente del tipo de cambio real tiene el signo incorrecto, si bien, al igual que el término variable, no resulta estadísticamente significativo. Los resultados con la tasa de paro no son mejores y, además de violarse algunas restricciones de no negatividad, los tamaños estimados resultan extraordinariamente altos¹³. Finalmente, ni el componente constante ni el componente variable del coeficiente del tipo de cambio real resultan significativos cuando se utiliza el tipo de interés alemán como variable Z . Sin embargo, como se verá más tarde, alguna de estas variables sí desempeña un papel importante a la hora de explicar la probabilidad de que ocurra una devaluación. En todo caso, el modelo que mejor ajusta los datos resulta ser aquel en el que la sensibilidad del

¹³ A título de ejemplo, se obtienen tamaños para la corona danesa por encima del 14% en los años noventa.

tamaño ante cambios en la competitividad es constante. Los resultados para este modelo se presentan en el cuadro 3.

El cuadro 3 muestra que, cuando se considera constante en el tiempo y entre países, la sensibilidad del tamaño esperado de la depreciación ante las pérdidas de competitividad es de un 24%, siendo el coeficiente estadísticamente significativo y con el signo correcto. Sin embargo, el coeficiente de la lambda de Heckman no resulta significativo, lo que evidencia que las innovaciones de las ecuaciones que caracterizan el comportamiento de la probabilidad de devaluación y el tamaño de la correspondiente depreciación asociada están poco correlacionadas. En consecuencia, el problema de selección muestral no es demasiado relevante en este caso¹⁴.

Por otro lado, los parámetros del cuadro 3 permiten construir una serie continua de tamaños esperados para cada moneda a lo largo de toda su historia en el Mecanismo de Cambios del SME. El gráfico 1 recoge esta evolución y compara los tamaños estimados de las depreciaciones con los efectivamente registrados tras los diferentes realineamientos. Como puede verse, dada la naturaleza de la variable que se está tratando de explicar (un movimiento de un tipo de cambio) y dada la sencillez del modelo considerado (una constante por país y una única variable explicativa cuyo coeficiente no varía entre países), el modelo ajusta razonablemente los saltos (medios) asociados a las devaluaciones de las diferentes paridades centrales frente al marco. El ajuste es particularmente bueno para algún país, como Dinamarca, y poco convincente en casos como el del florín. Asimismo, también es interesante destacar las dificultades del modelo para ajustar los tamaños de las depreciaciones ocurridas a raíz del último realineamiento generalizado en el Sistema en enero de 1987. Por otro lado, los valores que toman los tamaños esperados para las diferentes divisas a lo largo de la muestra se mueven dentro de unos límites que pueden considerarse sensatos.

¹⁴ De hecho, la estimación directa de la ecuación (1), que no incluye la lambda de Heckman, proporciona unas estimaciones puntuales prácticamente iguales.

4. LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN

Para obtener las probabilidades de devaluación se utiliza la información contenida en los diferenciales de tipos de interés del euromercado al plazo de un mes ($i_{t-1} - i_{t-1}^*$) y los tamaños estimados en la sección anterior $\hat{d}_t^* = E_{t-1}(d_t^*)$. Así, de acuerdo con la ecuación (4) y con los supuestos ya comentados, las series de probabilidad se obtienen a partir del cociente:

$$P_{t-1}(\omega_t = 1) = \frac{i_{t-1} - i_{t-1}^*}{\hat{d}_t^*}$$

Dado que el diferencial de tipos de interés proporciona información sobre la probabilidad de devaluación todos los días de la muestra, este método tiene la gran ventaja de evitar el posible sesgo en la estimación de la probabilidad a partir de una muestra de ω_t , que solo tiene en cuenta cuándo ocurren las devaluaciones y cuándo no. La elevada variabilidad que, previsiblemente, caracteriza a estas series¹⁵ sería muy difícil de captar a partir de la frecuencia observada de los realineamientos. En el otro extremo, el método utilizado tiene el inconveniente de no imponer a priori la restricción de que la probabilidad pertenezca al intervalo [0,1] por lo que resulta de gran importancia comprobar, en primer lugar, si los resultados son coherentes en este sentido.

Pues bien, las probabilidades calculadas según el método expuesto pertenecen, en general, al intervalo [0,1]. Únicamente sobrepasan estos límites en porcentajes muy reducidos de las muestras correspondientes que van desde el 0,6% para la corona danesa y la lira italiana hasta el 6,9% para el franco belga. Además, en este último caso, prácticamente siempre se trata de valores negativos cuyo mínimo (-0,04) está muy próximo a cero. Estos porcentajes no tienen en cuenta ni el florín holandés ni la etapa de bandas del $\pm 15\%$ del escudo. Para el primero, la

¹⁵ Tal como se ha puesto de manifiesto en otros trabajos y como corroboran las estimaciones que se presentarán a continuación.

probabilidad es prácticamente nula en toda la muestra, tomando valores comprendidos entre -0,001 y 0,002. En el caso del escudo, el modelo parece ajustarse particularmente mal en el período citado, ya que se obtienen probabilidades mayores que la unidad con mucha frecuencia. Esto puede ser la consecuencia de que el número de devaluaciones para esta moneda -solo dos- es muy reducido, y de que, en una de ellas, el tipo de cambio de mercado prácticamente no experimentó variación a un mes, lo que daría lugar a una clara subestimación del tamaño esperado y, por tanto, a una sobrestimación de la probabilidad. Por estos motivos, la probabilidad de devaluación del florin y la correspondiente a la etapa de bandas anchas del escudo no se presentan ni se tienen en cuenta en el análisis que se presenta a continuación.

En primer lugar, en la subsección 4.1, se realiza un análisis descriptivo de la evolución de las probabilidades de devaluación. En segundo lugar, en la subsección 4.2, se analiza el comportamiento de dichas probabilidades alrededor de los realineamientos.

4.1 Evolución de la probabilidad de realineamiento

En el gráfico 2, se presentan las medias mensuales de las probabilidades diarias de devaluación (a un mes) estimadas. Como puede observarse, las series reflejan algunas pautas comunes entre las distintas monedas. Así, para aquellas para las que la muestra comienza con la fundación del SME (gráfico 2a), el realineamiento generalizado de marzo de 1983 constituye un claro cambio de pauta en la evolución de la probabilidad. Las probabilidades en el período anterior a esta fecha presentan tanto medias como varianzas superiores a las que se observan con posterioridad, de forma que llegan a alcanzar valores máximos significativamente más elevados¹⁶. Este resultado parece coherente con el hecho de que hasta esta fecha los reajustes en el Sistema eran mucho más frecuentes que con posterioridad. Numerosos trabajos (véanse, por ejemplo, Lambertini, Miller y Sutherland, 1992, y Thygesen, 1988) han

¹⁶ Este fenómeno también aparece en los pocos trabajos existentes en la literatura que obtienen probabilidades de devaluación (véase Mizrach, 1993, y Gutiérrez, 1994).

destacado este punto de inflexión en el desarrollo del Mecanismo de Cambios. Así, se ha caracterizado el período anterior a marzo de 1983 como una etapa en la que prevalecía la preocupación por evitar desajustes en los tipos de cambio reales sobre la de reducir las tasas de inflación, donde los realineamientos eran muy frecuentes y donde el Sistema carecía, por tanto, de ancla nominal. De hecho, en estos cuatro años y medio de existencia del SME, no se avanzó prácticamente en la convergencia de las tasas de inflación y tuvo lugar el 56% de las devaluaciones consideradas, cuando el intervalo en cuestión supone solo el 29% de la muestra.

A partir de entonces, se inicia una tendencia a la baja generalizada de las probabilidades de devaluación con algunas interrupciones correspondientes a períodos de tensión. La disminución observada de las probabilidades de devaluación lleva incluso a situar las de las monedas que habían permanecido en la antigua banda estrecha desde 1979 en valores prácticamente nulos con anterioridad al inicio de la crisis del otoño de 1992. Cabe destacar, en este sentido, el franco belga como la divisa para la que dicho período de gran estabilidad fue más largo. Por el contrario, la lira no llegó a experimentar probabilidades de devaluación tan reducidas.

Por su parte, las probabilidades de devaluación correspondientes a la peseta y al escudo tampoco llegan a anularse en ningún momento de la muestra. En el primer caso, sin embargo, si se observa una clara tendencia a la baja, prácticamente desde su entrada en el SME, que se mantiene hasta los días previos al resultado negativo del primer referéndum danés sobre el tratado de Maastricht (junio de 1992), momento en el que se ha fijado con frecuencia el punto de partida de la posterior crisis del SME. La probabilidad del escudo, sin embargo, experimenta una tendencia al alza prácticamente desde su incorporación, ya que esta tuvo lugar poco antes de dicha fecha.

Los numerosos episodios de tensión que han tenido lugar desde septiembre de 1992 (en realidad, por lo general, se observan tendencias al alza que parten de junio de 1992) aparecen reflejados en incrementos medios de la probabilidad en todos los casos, aunque, lógicamente, con distinta intensidad y frecuencia. A modo de ejemplo, dos días antes de la

devaluación de la lira italiana de septiembre de 1992, su probabilidad de devaluación se situó en el valor más alto alcanzado en 5 años.

Al final de la muestra, tras la ampliación de las bandas de fluctuación, las probabilidades de devaluación vuelven a los niveles de estabilidad previos al referéndum danés, excepto para el caso de la peseta¹⁷, única moneda que con posterioridad -el 2 de marzo de 1995- ha sufrido una devaluación. En todo caso, la ausencia de un número suficiente de devaluaciones en esta nueva etapa de bandas del $\pm 15\%$ impide contrastar si se ha producido un cambio estructural en el modelo, lo que obliga a tomar este último resultado con las debidas cautelas.

4.2 El impacto de las devaluaciones

Una cuestión con importantes implicaciones para la política económica que cabe plantearse a la vista de estos resultados es el impacto que las distintas devaluaciones han tenido sobre las correspondientes probabilidades de devaluación. En efecto: a la hora de decidir sobre una potencial devaluación, es muy importante considerar si esta medida puede suavizar la posible tensión existente en el mercado o, por el contrario, avivarla. Sin embargo, la teoría no es concluyente sobre el signo que se debe esperar de este efecto. Los modelos tradicionales de credibilidad destacan el efecto reputación de las medidas de política económica, según el cual una devaluación constituiría una señal de autoridad "débil" y, por tanto, tendería a aumentar la probabilidad de que tengan lugar nuevas devaluaciones. Sin embargo, tal como señalan Drazen y Masson (1994), la probabilidad asignada a una devaluación debe reflejar no solo la reputación de las autoridades, sino también el estado de la economía correspondiente, ya que incluso un gobierno "fuerte" puede querer (o más bien verse obligado a) devaluar en unas circunstancias suficientemente adversas.

Así, una devaluación, vía efecto reputación, puede modificar a la baja la percepción de los agentes sobre el nivel a partir del cual las autoridades no están dispuestas a soportar los costes de una política de

¹⁷ Recuérdese que esta etapa no se comenta para el caso del escudo.

no devaluación, con lo que aumentaría la probabilidad de nuevas devaluaciones. Por otro lado, en la medida en que una devaluación sitúe el tipo de cambio en niveles más acordes con los fundamentos económicos, por la vía de reducir los costes de mantener el acuerdo cambiario, disminuirá la probabilidad de que un shock futuro pueda provocar un exceso de coste que dé lugar a una nueva devaluación.

De esta forma, en teoría, las devaluaciones pueden tener dos efectos de sentido contrario sobre la probabilidad de devaluación, y determinar cuál de ellos predomina es una cuestión empírica que puede analizarse comparando el nivel estimado de dicha probabilidad, antes y después de cada una de las devaluaciones que han tenido lugar en el SME en el período considerado.

En el cuadro 4, se presenta la probabilidad de devaluación, antes y después de los reajustes. Dada la tendencia al alza observada antes de los mismos, se considera la media de la semana anterior y se compara con la media del mes siguiente¹⁸. Se ha elegido la muestra correspondiente a un mes por considerarla suficientemente corta para evitar que se mezclen otros efectos, y, a la vez, suficientemente amplia para evitar que represente exclusivamente valores atípicos. Como puede apreciarse, de los 41 casos considerados, en 25 la probabilidad disminuye tras la devaluación y en 16 aumenta. Así, tanto el efecto de reducción del coste de mantener el régimen cambiario (que daría lugar a un signo negativo) como el de reputación (positivo) parecen ser relevantes, sin que, en principio, se pueda concluir sobre la importancia relativa de ambos.

Ahora bien: se detectan claramente dos regularidades empíricas que pueden resultar, por sus implicaciones, de elevado interés. El gráfico 3 se ha diseñado para representar la primera. En él se observa cómo, cuando la probabilidad se situó antes de una devaluación por debajo del 10%, tras el realineamiento tuvo lugar un incremento de la misma. Por el contrario, aquellas devaluaciones que vinieron precedidas de probabilidades elevadas (superiores al 40%) fueron acompañadas de

¹⁸ La consideración de la media del mes anterior, en lugar de la última semana, no cambia cualitativamente los resultados.

disminuciones posteriores en la probabilidad. Además, en términos generales, parece dominar una relación negativa entre el grado de anticipación y el incremento posterior de la probabilidad de una devaluación. Todo ello parece indicar que, cuanto mayor sea la medida en que los agentes anticipan las devaluaciones, mayor es el predominio del efecto de corrección de los desequilibrios fundamentales. Por el contrario, las devaluaciones "sorpresa" tienden a aumentar la probabilidad de que tengan lugar nuevas devaluaciones, dominando, en este caso, el efecto pérdida de reputación.

En segundo lugar, se observa un predominio del impacto positivo (de aumento de la probabilidad) de las devaluaciones en aquellos casos en que estas no han sido generalizadas, esto es, cuando han involucrado tan solo a una o dos monedas. En efecto: en 10 de estos 13 casos, la probabilidad aumenta tras la devaluación. Únicamente son excepciones los reajustes correspondientes a la libra irlandesa (1-2-93) y a la peseta y el escudo (14-5-93). Estas excepciones se corresponden con devaluaciones de magnitud muy elevada y/o muy cercanas a devaluaciones anteriores también de magnitud elevada.

En todo caso, salvando estas excepciones, los resultados reflejan un predominio del efecto reputación de las devaluaciones, cuando estas no forman parte de un realineamiento generalizado. Parece lógico que, en estos casos, se identifique más fácilmente una política de devaluación como una señal de gobierno débil. En el otro extremo, cabe señalar como ejemplo paradigmático el del franco francés, la única moneda que no ha sido devaluada nunca en solitario y también la única para la cual las devaluaciones siempre han venido seguidas de reducciones de la probabilidad.

En resumen, del análisis de la evolución de las probabilidades de devaluación alrededor de los realineamientos se deduce que: tanto el efecto de pérdida de reputación como el de corrección de desequilibrios son relevantes; en general, las devaluaciones más sorpresivas tienden a aumentar la probabilidad de una nueva devaluación por el predominio del efecto reputación; por el contrario, el efecto corrección de desequilibrios macroeconómicos tiende a predominar más, cuanto mayor sea el grado de

anticipación de los reajustes de paridades centrales, teniendo aquellas devaluaciones relativamente más anticipadas un impacto positivo sobre la credibilidad; finalmente, las devaluaciones realizadas en solitario dan una señal más clara de debilidad, de forma que, en estos casos, el impacto de la pérdida de reputación lleva a aumentar la probabilidad de nuevas devaluaciones.

5. UN MODELO PARA LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN DE LA PESETA

Como se comentó en la sección 2, una de las ventajas del método seguido en este trabajo es la de que permite estimar por separado la probabilidad de una devaluación y el tamaño de la depreciación asociada, sin tener que especificar cuáles son las variables concretas que determinan el comportamiento de la probabilidad. Ahora bien: las regularidades empíricas encontradas en la sección anterior aportan información interesante con respecto al tipo de variables que se deben tener en cuenta en el marco de la ecuación (2) de exceso de coste, que es la que determina la evolución del componente de probabilidad. Esta nueva información no es suficiente para modificar el hecho de que especificar un modelo econométrico para explicar el comportamiento de las probabilidades de devaluación de las monedas participantes en el Mecanismo de Cambios resulta una tarea excesivamente ambiciosa. Sin embargo, sí puede resultar ilustrativo tratar de explotar parte de los resultados de la sección 4 para estimar un modelo, necesariamente incompleto, para una divisa concreta. Teniendo en cuenta la experiencia reciente de los períodos de crisis, el caso de la peseta parece apropiado, ya que es un ejemplo paradigmático de combinación de los efectos detectados que se resumen a continuación.

Entre las regularidades empíricas detectadas en la sección 4, destacan tres que son particularmente relevantes por sus implicaciones sobre el tipo de variables que deben incluirse en la ecuación de la probabilidad. En primer lugar, las probabilidades correspondientes a las distintas monedas presentan perfiles parecidos, lo que podría reflejar una influencia de la marcha general del Sistema. En segundo lugar, la existencia de un efecto reputación conlleva un aumento de la probabilidad

tras las devaluaciones, mientras que, por esta vía, no devaluar debería reducir dicha probabilidad. Finalmente, deben desempeñar un papel aquellos desequilibrios macroeconómicos que supongan un coste de mantener el acuerdo cambiario, esto es, que puedan ser corregidos en alguna medida al devaluar.

Las variables que se consideran en el caso de la peseta para reflejar dichos efectos son las siguientes:

a) Efecto de la marcha general del Sistema: la media de las probabilidades de las monedas que tradicionalmente han mantenido regímenes más estrictos (banda más estrecha), esto es, el franco belga, la corona danesa, el franco francés y la libra irlandesa.

b) Efecto reputación: una tendencia truncada que toma el valor cero en los días que tienen lugar las devaluaciones¹⁹.

c) Efecto de los desequilibrios macroeconómicos: por una parte, teniendo en cuenta los resultados obtenidos en Ayuso, Pérez Jurado y Restoy (1993), se consideran los precios relativos entre España y Alemania medidos por el IPC, el déficit por cuenta corriente español en relación al PIB y la situación cíclica de la economía española, representada por la tasa interanual de crecimiento del índice de producción industrial²⁰. Por otra parte, se ha tenido en cuenta la experiencia reciente de las distintas crisis que han tenido lugar desde el otoño de 1992, según la cual parece desempeñar un papel fundamental el dilema que plantea el hecho de que el mantenimiento del acuerdo cambiario exija unos niveles de tipos de interés

¹⁹ La tendencia truncada tiene en cuenta la ampliación de bandas de agosto de 1993 como si fuese una devaluación más, ya que supuso un cambio significativo en la media del proceso observado en el tipo de cambio de mercado de la peseta frente al marco. En cualquier caso, se ha contrastado la posibilidad de que existiera un efecto reputación diferenciado y se ha rechazado.

²⁰ La utilización de la tasa de paro como alternativa al crecimiento del IPI no altera cualitativamente los resultados que se comentarán a continuación. La significatividad de las distintas variables, sin embargo, resulta ligeramente menor.

considerados excesivos dada la posición en el ciclo económico. Así, se consideran, además, tanto el tipo de interés nacional a medio plazo (deuda pública a tres años) como el producto de dicho tipo de interés por la tasa de crecimiento del IPI.

Finalmente, se ha utilizado también una variable que refleja la posición de la peseta en la banda de fluctuación para contrastar la existencia del "efecto vértigo" señalado en algunos trabajos²¹. Concretamente, se ha utilizado el límite de depreciación menos el tipo de cambio dividido por la amplitud de la banda de fluctuación (límite de depreciación menos límite de apreciación). El efecto vértigo implicaría un impacto negativo de esta variable, mientras que un signo positivo sería coherente con el efecto estabilizador de las bandas de fluctuación ("luna de miel") destacado en la literatura tradicional sobre zonas cambiarias.

En cuanto a la variable dependiente del modelo -la probabilidad de que la peseta se devalúe- el problema del peso asociado a la existencia de tan sólo tres devaluaciones en una muestra de más de mil datos hace virtualmente imposible la tarea de estimar un modelo a partir de la variable dicotómica y_t comentada en la sección 2²². En consecuencia, se opta por utilizar como variable dependiente la probabilidad de devaluación para la peseta estimada en la sección 4. Naturalmente, el uso de una variable estimada, en vez de una variable observada, obliga a ser extremadamente cauto en la interpretación de los resultados, dadas sus implicaciones sobre las distribuciones de los estimadores. Además, dada la elevada volatilidad de la probabilidad estimada frente al comportamiento mucho más suave, en general, de las variables candidatas a explicar su comportamiento y la dificultad tradicionalmente asociada a la modelización de la credibilidad de los regímenes cambiarios²³, a la que ya se ha hecho referencia, no se debe aspirar a que el modelo explique un alto porcentaje de la evolución

²¹ También llamado efecto "divorcio" o "luna de hiel", véase Bertola y Caballero (1990), Moutot (1992) y Pérez Jurado y Restoy (1993).

²² Recuérdese que dicha variable toma el valor uno en caso de devaluación, y cero, en otro caso.

²³ Véase, por ejemplo, Svensson (1994).

de la probabilidad de devaluación de la peseta.

Con todas estas cautelas presentes, se ha estimado la siguiente ecuación (no lineal) para la probabilidad de devaluación de la peseta a lo largo del periodo comprendido entre el 19 de junio de 1989 (día en que la divisa española comenzó a formar parte del Mecanismo de Cambios) y el 31 de agosto de 1994:

$$p_t = \Phi(X_t \alpha) + \eta_t \quad (7)$$

donde p_t es la probabilidad (estimada) que los agentes asignan en el momento t al hecho de que la peseta se devalúe en el plazo de un mes, y X_t es el vector en el que se agrupan las observaciones correspondientes a las variables anteriormente comentadas, disponibles en el momento t .

El vector de parámetros α ha sido estimado de acuerdo con el Método Generalizado de Momentos, utilizando como instrumentos los propios regresores. Los errores estándar calculados son sólidos tanto a heteroscedasticidad como a autocorrelación hasta el orden 22, como corresponde a las características de la ecuación.

Los principales resultados de la estimación se resumen en el cuadro 5. En la primera columna, se presentan los obtenidos incluyendo todas las variables que se han considerado. El dilema de política económica queda representado por el producto del tipo de interés a medio plazo por la inversa de la tasa de crecimiento del IPI. La inclusión de estas variables de forma aditiva por separado no aporta poder explicativo adicional al modelo. Como puede observarse, los precios relativos aparecen con el signo contrario al que cabría esperar, aunque su influencia no resulta significativa. En realidad, esta variable puede ser redundante, una vez que se incluye el resto de las variables fundamentales consideradas. En efecto: la pérdida de competitividad que reflejan los precios relativos supone un coste de mantener el acuerdo cambiario. Ahora bien: dicho coste puede venir representado por la medida en que se traduzca en un desequilibrio exterior, lo que, a su vez, se tendrá en cuenta en la medida

en que dé lugar a un menor crecimiento real. Este razonamiento podría también explicar el hecho de que el coeficiente del déficit por cuenta corriente no sea significativo, aunque, en este caso, el signo sí es el adecuado; esto es, aumentos en el déficit darían lugar a una mayor probabilidad de devaluación. La segunda columna del cuadro 5 recoge los resultados de la especificación que incluye solo las variables que aparecían con el signo correcto, y, finalmente, en la tercera columna, se presenta el modelo con aquellas variables que parecen contribuir de forma significativa a explicar el comportamiento de la probabilidad de devaluación de la peseta.

Como puede observarse, se encuentra significatividad de un conjunto de variables que pueden ser interpretadas en el contexto de la combinación de efectos mencionados. En algún caso, esta significatividad resulta marginal, lo que no debe extrañar, dadas las dificultades ya referidas para modelizar la probabilidad.

De esta forma, en la etapa considerada, parece haber existido un efecto reputación (recogido por la tendencia truncada), según el cual el paso del tiempo sin devaluar disminuía la probabilidad de devaluación y la reducción de la misma acumulada por esta vía se perdía totalmente en el momento en que tenía lugar una devaluación. Nótese, por tanto, que, de las devaluaciones consideradas, la primera es la que ha tenido un impacto de pérdida de reputación mayor, sin que, hasta el momento, esta pérdida haya llegado a recuperarse, gracias a posteriores estrategias no devaluadoras.

También parece haber existido un efecto de la marcha general del Mecanismo de Cambios, ya que la probabilidad de devaluación de la peseta responde a cambios en las correspondientes a las monedas participantes sometidas tradicionalmente a regímenes más estrictos. Este efecto puede justificarse por la percepción, por parte de los agentes, de que existen presiones políticas para que estas monedas no sufran devaluaciones frente a las de otros países con compromisos más débiles, de forma que, si ellas son devaluadas frente al marco, deban arrastrar a la peseta.

Además, se encuentra un efecto desestabilizador del límite de

máxima depreciación o efecto vértigo, ya que la mayor cercanía del tipo de cambio a dicho límite aumenta la probabilidad de devaluación. Este efecto desfavorable de los deslizamientos del tipo de cambio sobre la credibilidad podría no detectarse, si se analiza su influencia sobre la tasa esperada de depreciación asociada a las devaluaciones. Obsérvese que los deslizamientos del tipo de cambio reducen el tamaño esperado de dichas depreciaciones. Por tanto, la reducción en el componente tamaño podría más que compensar el aumento en el componente de probabilidad, de modo que la tasa esperada de depreciación experimentase, de hecho, una disminución. Por otra parte, dado el carácter no lineal de la ecuación (7), la influencia de la posición en la banda sobre la probabilidad es más pronunciada, a medida que el tipo de cambio se acerca al límite de máxima depreciación. Este tipo de no linealidad del efecto vértigo ha sido destacado en la literatura.

Finalmente, tal como la experiencia de las crisis recientes y el impacto observado de las devaluaciones parecía indicar, los resultados reflejan la influencia del coste asociado al mantenimiento del acuerdo cambiario que representan determinados desequilibrios macroeconómicos. En concreto, este coste parece estar adecuadamente representado por el dilema de política económica que provoca mantener las paridades cuando esto implica una evolución de los tipos de interés que no es acorde con la posición en el ciclo económico.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo, se han obtenido estimaciones tanto de la probabilidad de devaluación frente al marco alemán de todas las divisas sometidas al Mecanismo de Cambios del SME, como del tamaño esperado del correspondiente salto en su tipo de cambio bilateral. Para ello se ha diseñado un método cuya principal novedad consiste en complementar la información procedente de las devaluaciones ocurridas en el SME hasta agosto de 1994, con la contenida en los diferenciales de tipos de interés del euromercado.

Las estimaciones indican que el tamaño esperado de las

depreciaciones asociadas a las devaluaciones depende de un término constante específico de cada país y de las pérdidas de competitividad acumuladas frente al marco, aproximadas por las desviaciones del correspondiente tipo de cambio real respecto a un nivel de referencia que no tiene por qué coincidir para las distintas divisas.

Por otra parte, las probabilidades de las distintas monedas presentan perfiles parecidos, reflejando la existencia de un efecto que puede denominarse efecto de la marcha general del Sistema. Así, a partir del realineamiento generalizado de marzo de 1983, las probabilidades de las monedas que han pertenecido al SME desde su fundación inician una tendencia a la baja, gracias a la cual llegan a experimentar probabilidades de devaluación prácticamente nulas antes de la crisis de otoño de 1992 (con excepción de la lira). Por su parte, ni la peseta ni el escudo consiguieron probabilidades tan reducidas en esta etapa de gran estabilidad. Los distintos episodios de tensión que han tenido lugar a partir de septiembre de 1992 aparecen reflejados en repuntes de la probabilidad. Al final de la muestra, tras la ampliación de las bandas de fluctuación al $\pm 15\%$, las probabilidades vuelven, con la excepción del caso de la peseta, a los niveles de estabilidad previos al resultado negativo del referéndum danés sobre el Tratado de Maastricht de junio de 1992. La imposibilidad de contrastar si se ha producido o no un cambio estructural como consecuencia de la ampliación de las bandas obliga a tomar este último resultado con la debida cautela.

Con respecto al impacto de las devaluaciones sobre la probabilidad de devaluación futura, cabe destacar tres conclusiones.

1. Tanto el efecto de pérdida de reputación (que aumenta la probabilidad) como el de corrección de desequilibrios macroeconómicos (que la reduce) son relevantes. Así, el riesgo de devaluación percibido por los agentes depende no solo de su valoración de la fortaleza de las autoridades, sino también de la evolución de aquellos desequilibrios macroeconómicos que pudieran aliviarse con una devaluación. Por tanto, una devaluación, si está justificada por la existencia de dichos desequilibrios, podrá tener un efecto favorable sobre la credibilidad del régimen cambiario, y, por el contrario, una estrategia no

devaluadora puede llegar a tener efectos perversos en la medida en que se acumulen dichos desequilibrios.

2. El efecto de pérdida de reputación ha tendido a predominar en las devaluaciones sorpresivas, mientras que, en general, cuanto mayor ha sido la medida en que los agentes han anticipado las devaluaciones, más tranquilizadoras han resultado estas, gracias al predominio del efecto de la corrección de desequilibrios macroeconómicos.

3. Los agentes tienden a dar más peso a la señal de debilidad de la autoridad implícita en una devaluación, cuando esta no forma parte de un realineamiento generalizado. En la gran mayoría de las devaluaciones que han afectado solo a una o dos monedas, predominó el efecto reputación, de forma que tales devaluaciones han afectado negativamente a la credibilidad.

Por otra parte, a partir de la estimación de un modelo específico para la probabilidad de devaluación de la peseta, se concluye que este es un claro ejemplo de combinación de los efectos reputación, coste asociado a desequilibrios fundamentales y marcha general del Sistema, anteriormente comentados, a los que hay que añadir un efecto vértigo. Los problemas derivados, por un lado, de la dificultad para especificar el modelo que caracteriza la evolución de la probabilidad de una devaluación y, por otro, de la necesidad de utilizar probabilidades estimadas aconsejan ser cautos en la interpretación de los resultados. En todo caso, estos muestran que, en primer lugar, vía efecto reputación, el tiempo transcurrido sin devaluar reduce la probabilidad de una nueva devaluación, y que la reducción de la probabilidad alcanzada por esta vía se pierde totalmente en el momento en que tiene lugar una devaluación. En segundo lugar, el impacto del coste asociado a los desequilibrios macroeconómicos se resume en una influencia significativa del dilema de política económica que representa la necesidad de mantener unos tipos de interés adecuados a la defensa del régimen cambiario, cuando estos no son, a su vez, coherentes con la evolución económica interna. Por tanto, las devaluaciones, en la medida en que permitan aliviar este dilema, tendrán un impacto favorable sobre la credibilidad, que se contrapone al anterior. Además, este efecto favorable podría acentuarse con el anuncio

o implementación de otras medidas de política económica que, acompañando a las devaluaciones, contribuyan al debilitamiento de dicho dilema. En tercer lugar, la probabilidad de devaluación de la peseta responde a cambios en el valor medio de la de aquellas monedas sometidas tradicionalmente a bandas más estrechas dentro del Sistema. Finalmente, deslizamientos del tipo de cambio hacia el límite de ~~máxima~~ depreciación aumentan la probabilidad de devaluación.

CUADRO 1. REALINEAMIENTOS^(a) Y DEPRECIACIONES EFECTIVAS^(b) EN EL SME ENTRE MARZO DE 1979 Y DICIEMBRE DE 1994

Fecha	BEF	DKK	FRF	LIT	IEP	NLG	ESP	PTE
24.09.79	2,00 / 0,60	5,00 / 1,14	2,00 / 0,58	2,00 / 2,72	2,00 / 4,52	2,00 / 0,95		
30.11.79		5,00 / 4,92						
23.03.81				6,40 / 5,30				
05.10.81	5,50 / 2,34	5,50 / 2,49	8,76 / 4,80	8,76 / 5,27	5,50 / 2,80			
22.02.82	9,29 / 8,62	3,09 / 2,68						
14.06.82	4,25 / 1,11	4,25 / 1,69	10,61 / 6,50	7,29 / 1,30	4,25 / 0,59			
21.03.83	3,94 / 1,10	2,93 / 0,73	8,20 / 5,15	8,20 / 1,82	9,32 / 4,67	1,93 / 1,66		
22.07.85				8,51 / 4,48				
07.04.86	1,98 / 0,40	1,98 / 0,05	6,18 / 3,62	3,00 / 0,78	3,00 / 0,63			
04.08.86					8,89 / 8,08			
12.01.87	0,98 / 0,37	3,00 / 0,28	3,00 / 1,40	3,00 / 2,29	3,00 / 2,12			
08.01.90				3,82 / 0,08				
14.09.92				7,25 / 12,84				
17.09.92				(c)				
23.11.92							5,26 / 8,88	
01.02.93					11,11 / 8,51		6,38 / 0,53	6,38 / 0,65
14.05.93							8,70 / 5,60	6,95 / 2,89

(a) Variación porcentual de la correspondiente paridad central frente al marco alemán.

(b) Media aritmética de las 22 diferencias (logarítmicas porcentuales) entre el tipo de cambio bilateral frente al marco en los 22 días (de mercado) inmediatamente posteriores al realineamiento y el mismo tipo de cambio 1 mes antes.

(c) La lira italiana abandonó temporalmente el Mecanismo de Cambios del SME.

CUADRO 2. RESULTADOS MÁS RELEVANTES DE LAS ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS DE LA ECUACIÓN (6).

Variable Z	Resultado principal
Tipo de interés de la deuda pública nacional a 3 años	Se cumplen las restricciones de signo para los parámetros γ , pero: $\hat{\delta}_0$ (t-ratio) = 0,23 (0,53) $\hat{\delta}_1$ (t-ratio) = 0,04 (1,06)
Nivel de paro en cada país	$\hat{\gamma}_{2,PTE}$ Y $\hat{\gamma}_{3,PTE}$ son positivos y significativos
Tipo de interés a 1 año en Alemania	Se cumplen las restricciones de signo para los parámetros γ , pero: $\hat{\delta}_0$ (t-ratio) = 0,10 (0,31) $\hat{\delta}_1$ (t-ratio) = 0,03 (0,66)

NOTA:

- El cuadro incluye los resultados que llevan a rechazar la presencia de la correspondiente variable Z en la ecuación (6).
- Las t-ratios están obtenidos a partir de errores estándar sólidos tanto a heteroscedasticidad como a autocorrelación de orden hasta 21.

CUADRO 3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO DEFINITIVO PARA EL TAMAÑO DEL SALTO ESPERADO.

Variable explicativa	Parámetro estimado (t-ratio)
Dummy ESP	-16,22 (-1,83)
Dummy FRF - Dummy ESP	-2,96 (-2,20)
Dummy FRB - Dummy ESP	-3,79 (-2,49)
Dummy DKK - Dummy ESP	-2,84 (-2,41)
Dummy LIT - Dummy ESP	-0,47 (-0,30)
Dummy IEP - Dummy ESP	-0,42 (-0,33)
Dummy NLG - Dummy ESP	-4,18 (-2,64)
Dummy PTE - Dummy ESP	-7,62 (-3,46)
Tipo de cambio real	0,24 (2,47)
Lambda de Heckman	-0,69 (-1,41)

NOTAS:

- Las t-ratios están obtenidos a partir de errores estándar sólidos tanto a heteroscedasticidad como a autocorrelación de orden hasta 21.
- El número total de observaciones es 672 y el R^2 del modelo es del 30%.

CUADRO 4. PROBABILIDADES DE REALINEAMIENTO ANTES Y DESPUÉS DE LAS DEVALUACIONES(*)
(en tantos por ciento)

Fecha	BEF	DKK	FRF	LIT	IEP	ESP	PTE
24.09.79	8,2	62,8	13,4	59,9	N.D		
30.11.79		34,4					
23.03.81				13,1			
05.10.81	5,3	15,2	26,2	54,0	N.D		
22.02.82	8,0	15,2					
14.06.82	21,2	35,1	41,4	39,8	11,8		
21.03.83	69,8	61,0	100,0	61,1	15,9		
22.07.85				11,0			
07.04.86	14,8	12,7	19,7	19,0	10,3		
04.08.86					5,3		
12.01.87	8,0	18,3	14,6	13,7	11,2		
08.01.90				5,6			
14.09.92						4,0	
17.09.92						8,2	
23.11.92							23,6
01.02.93					21,4		
14.05.93						14,7	
							41,3
							-14,5

(*) Para cada moneda, a la izquierda media de la probabilidad de realineamiento de la semana anterior a cada devaluación y a la derecha porcentaje de aumento de la probabilidad en el mes siguiente (media mes siguiente sobre media semana anterior).

CUADRO 5. DETERMINACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE REALINEAMIENTO DE LA PESETA

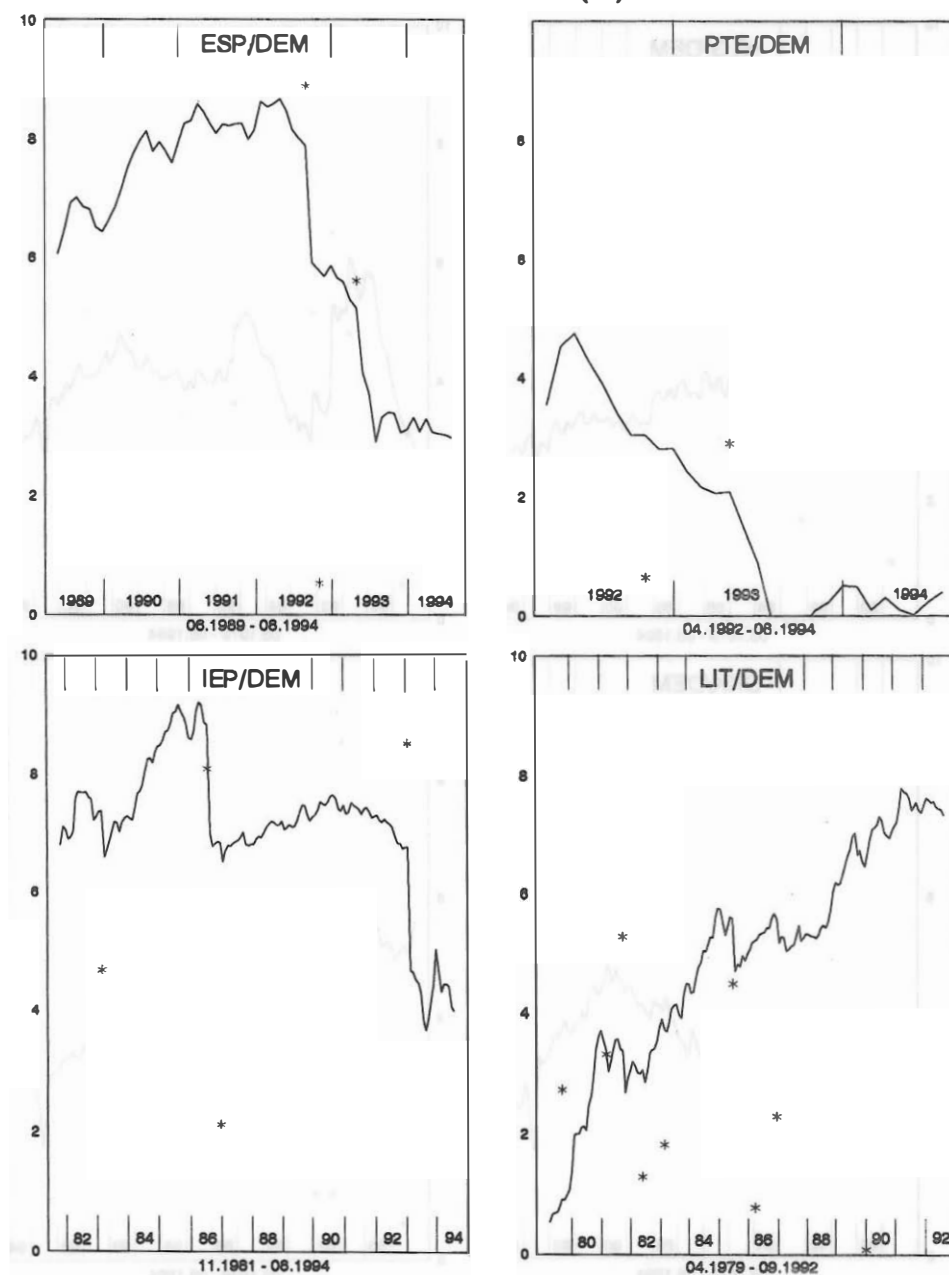
Variable explicativa	(1)	(2)	(3)
Constante	-1,25 (-21,22)	-1,29 (-26,97)	-1,29 (-28,33)
Tendencia truncada	0,70E-03 (-15,52)	0,73E-03 (-16,99)	0,71E-03 (-16,62)
Media probabilidad de otras monedas	1,15 (3,14)	1,13 (2,87)	1,16 (2,86)
Precios relativos	0,43 (-1,28)	---	---
Dilema	0,13E-03 (2,54)	0,12E-03 (2,18)	0,12E-03 (2,28)
Déficit por cuenta corriente	0,28 (0,72)	0,43 (1,08)	---
Posición en la banda	0,17 (-2,10)	0,13 (-1,88)	0,12 (-1,86)
N	1256	1256	1256
\bar{R}^2	0,77	0,77	0,77
σ	1,31%	1,31%	1,32%

NOTAS:

- Entre paréntesis estadísticos t de significación sólidos a heteroscedasticidad y autocorrelación (hasta orden 22).

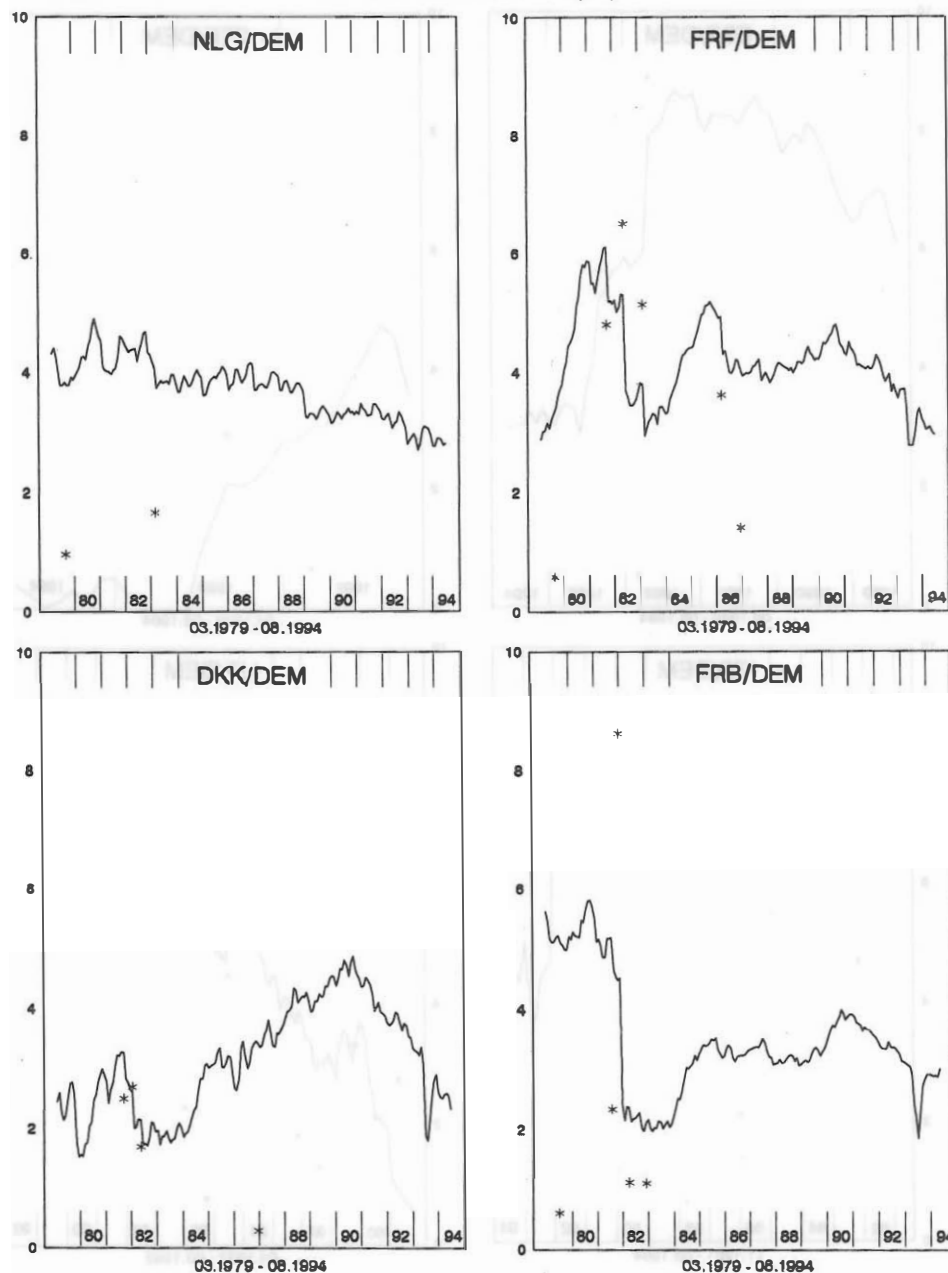
- Las variables han sido fechadas convenientemente de modo que pertenezcan al conjunto de información en el momento de formar la expectativa sobre el salto futuro. El tipo de interés incluido en la variable dilema y el tipo de cambio incluido en la variable posición han sido retrasados un período adicional para evitar problemas de simultaneidad.

GRÁFICO 1a. TAMAÑOS ESPERADOS (%)



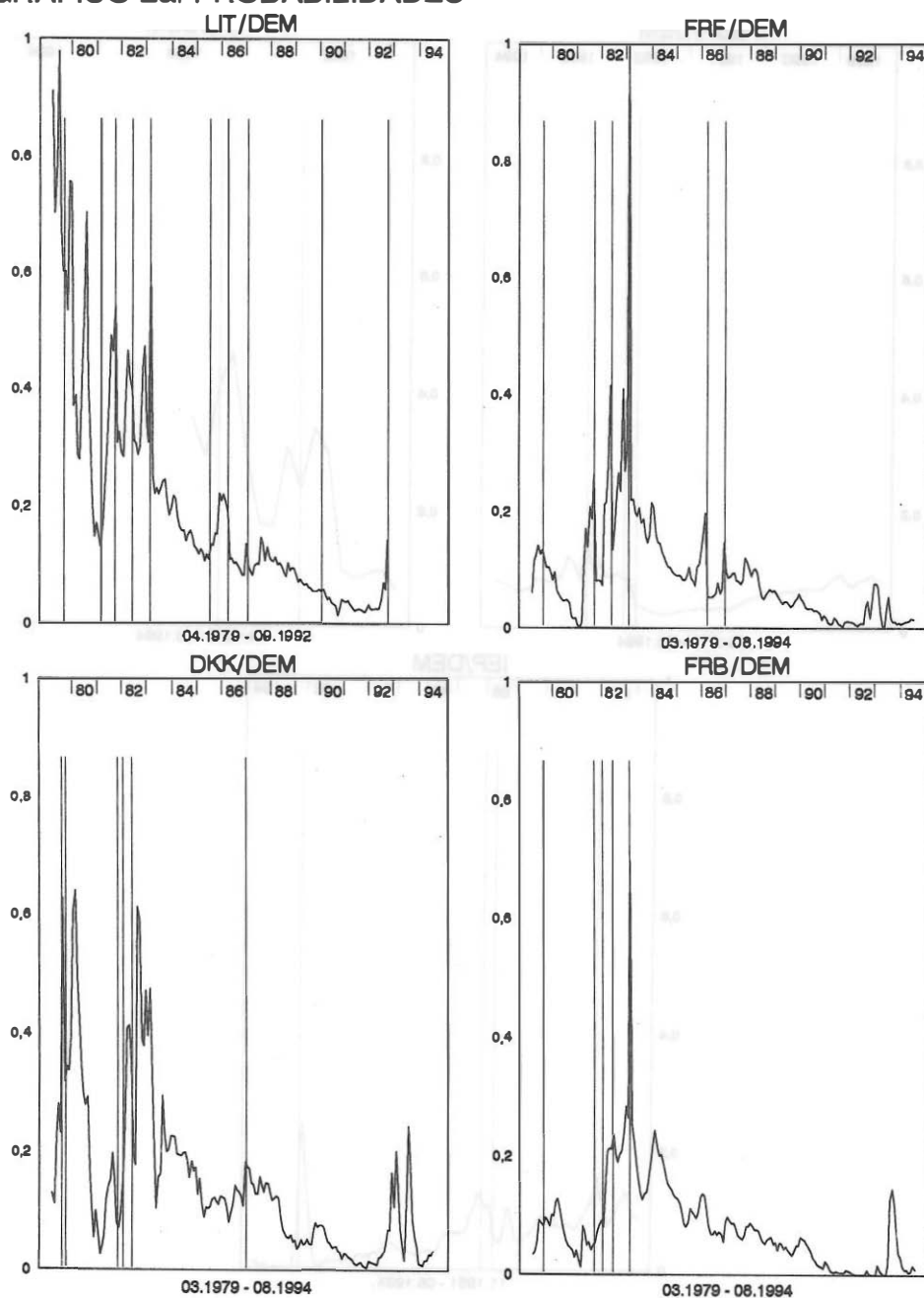
Medias mensuales de datos diarios. En los meses con devaluaciones, media de los 22 días inmediatamente anteriores a la misma. Los asteriscos representan los tamaños observados de los saltos.

GRÁFICO 1b. TAMAÑOS ESPERADOS (%)



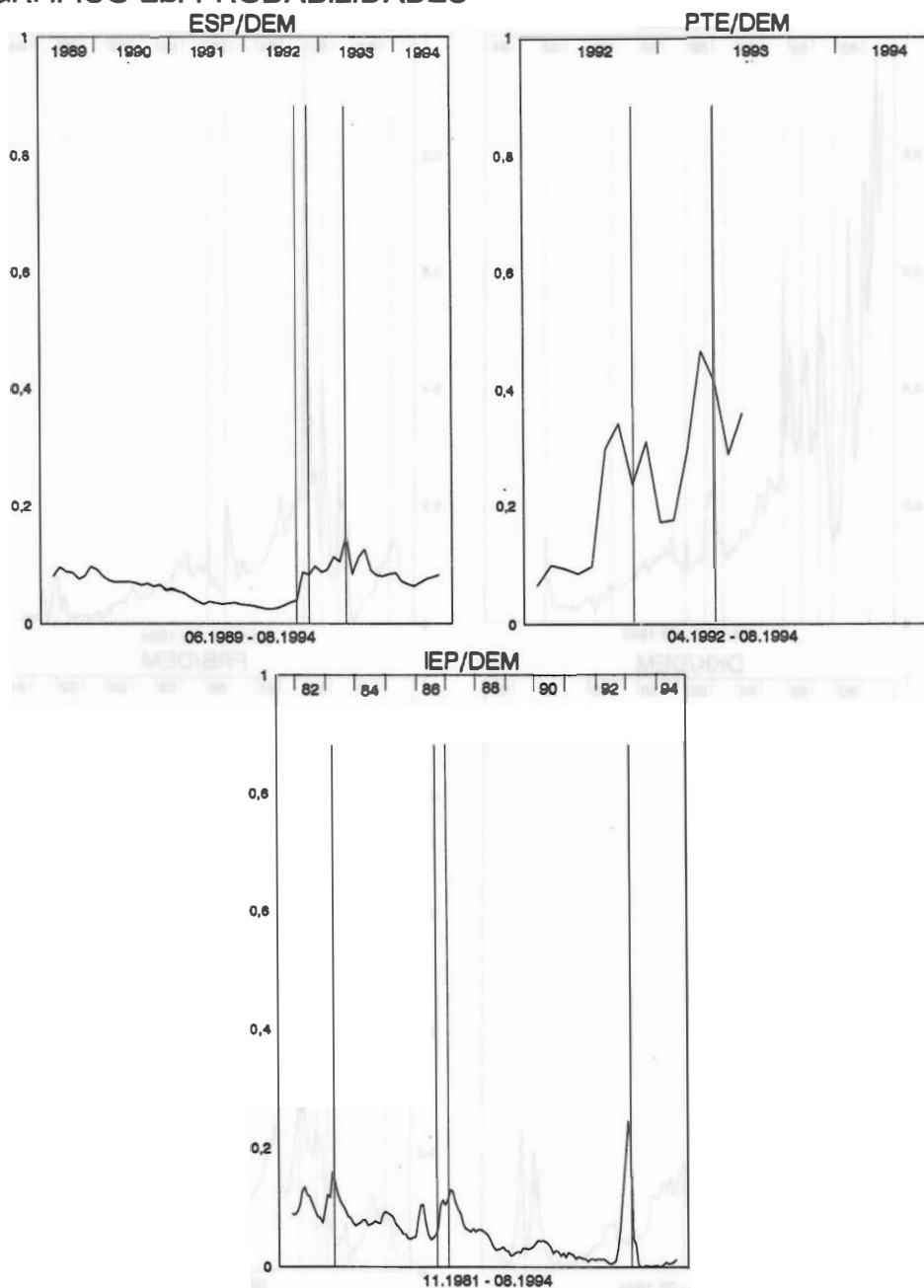
Medias mensuales de datos diarios. En los meses con devaluaciones, media de los 22 días inmediatamente anteriores a la misma. Los asteriscos representan los tamaños observados de los saltos.

GRÁFICO 2a. PROBABILIDADES



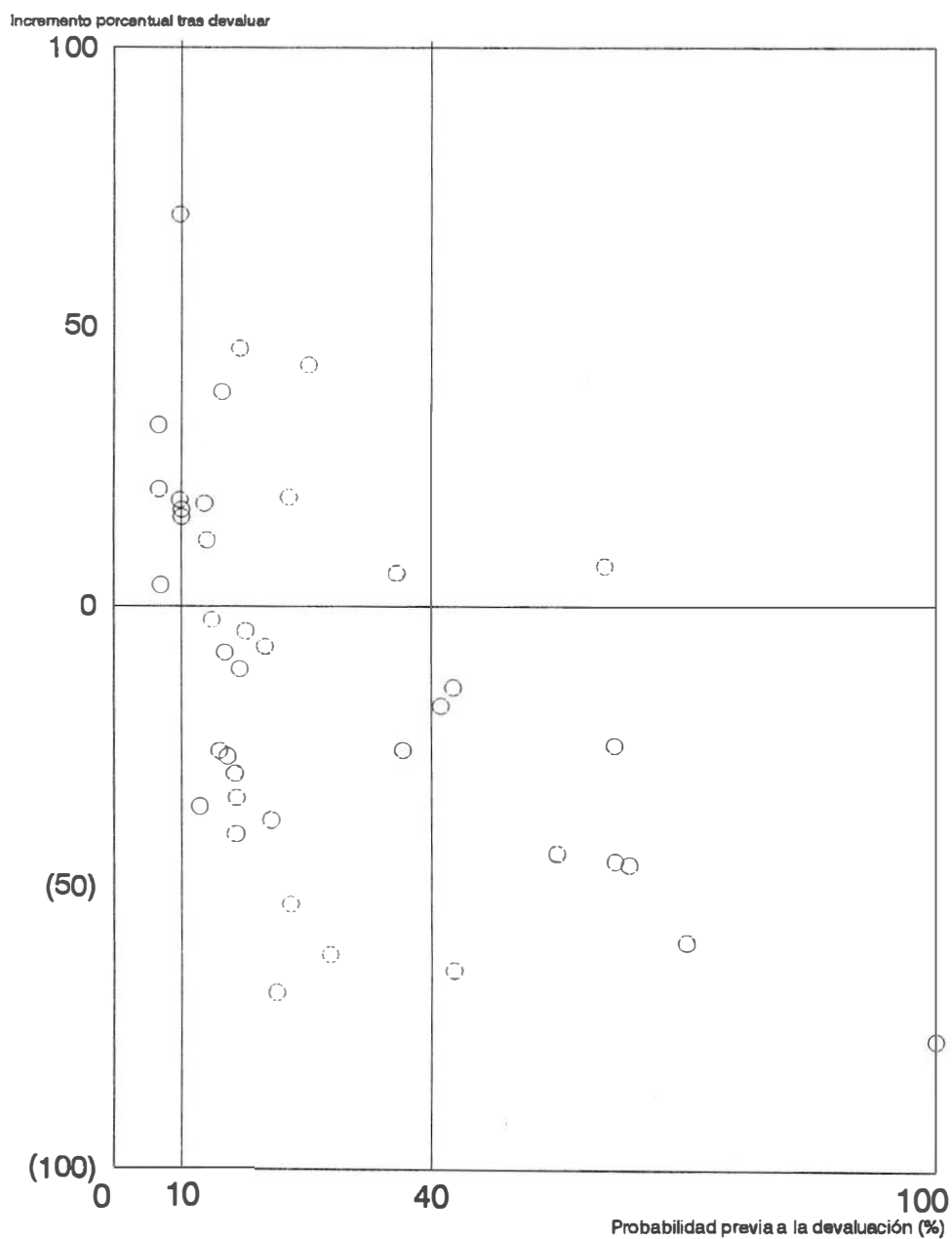
Medias mensuales de datos diarios. En los meses con devaluaciones, media de la semana inmediatamente anterior a la misma. Las líneas verticales corresponden a las devaluaciones.

GRÁFICO 2b. PROBABILIDADES



Medias mensuales de datos diarios. En los meses con devaluaciones, media de la semana inmediatamente anterior a la misma. Las líneas verticales corresponden a las devaluaciones.

GRÁFICO 3. PROBABILIDAD ANTES DE DEVALUAR E INCREMENTO POSTERIOR



BIBLIOGRAFÍA

- Amemiya, T. (1985), Advanced Econometrics, Harvard University Press.
- Ayuso, J., M. Pérez Jurado y F. Restoy (1993), "Indicadores de Credibilidad de un Régimen Cambiario: el caso de la Peseta en el SME", Cuadernos Económicos de ICE, 53.
- Ayuso, J., M. Pérez Jurado y F. Restoy (1995), "Exchange Rate Risk under a Peso Problem: The Case of the Peseta in the ERM", en European Currency Crisis and After, C. Bordes, E. Girardin y J. Melitz (eds.). Manchester University Press. De próxima aparición.
- Ayuso, J. y F. Restoy (1994), "Interest Rate Parity and Foreign Exchange Risk Premia in the ERM". De próxima aparición en Journal of International Money and Finance.
- Bertola, G. y R. J. Caballero (1990), "Target Zones and Realignments", CEPR Discussion Paper Series n.398.
- Bertola, G. y L.E.O. Svensson (1993), "Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models", Review of Economic Studies, 60.
- Caramazza, F. (1993), "French-German Interest Rate Differentials and Time-varying Realignment Risk", IMF Staff Papers, v.40, n.3.
- Chen, Z. y A. Giovanninni (1992), "Estimating Expected Exchange Rates under Target Zones", NBER Working Paper 3995.
- Drazen, A. y P. Masson (1994), "Credibility of Policies vs. Credibility of Policy Makers", Quarterly Journal of Economics, v. 109, n. 3.
- Gutiérrez, E. (1994), "Un Modelo de Devaluaciones para el SME", CEMFI, Documento de Trabajo 9416.
- Holden, S. y B. Vikoren (1992), "Have Interest Rates in the Nordic Countries been Too High? A Test Based on Devaluation Expectations", Norges Bank, Arbeids Notad 1992/6.

- Krasker, W.S. (1980), "The 'Peso Problem' in testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", Journal of Monetary Economics, 6.
- Lambertini, L., M. Miller y A. Sutherland (1992), "Inflation Convergence with Realignments in a Two-Speed Europe", Economic Journal, 102.
- Lindberg, H., P. Soderlind y L.E.O. Svensson (1993), "Devaluation Expectations: the Swedish Krona 1982-1992", Economic Journal, 103.
- Mizrach, B. (1993), "Target Zone Models with Stochastic Realignments: An Econometric Evaluation", Federal Reserve Bank of New York, Working Paper 93-02.
- Moutot, P. P. (1992), "What Might Explain the September 1992 Speculative Attacks on the French Franc?", trabajo presentado en: "Second Workshop on Economic Policy Coordination", noviembre 1992.
- Pérez Jurado, M. y F. Restoy (1993), "Una nota sobre la estabilidad de la peseta en el SME", mimeo.
- Rose, A. y L.E.O. Svensson (1991), "Expected and Predicted Realignments: The FF/DM Exchange Rate during the EMS", Seminar Paper n. 485, IIES, Stockholm.
- Svensson, L.E.O. (1994), "European Exchange Rate Credibility Before the Fall", Reprint Series n.510, Institute For International Economics Studies, Stockholm University.
- Svensson, L.E.O. (1992), "The Foreign Exchange Rate Premium in a Target Zone with Devaluation Risk", Journal of International Economics, 33.
- Svensson, L.E.O. (1991), "The Simplest Test of Target Zone Credibility", IMF Staff Papers, 38.
- Thygesen, N. (1988), capítulo I en Giavazzi, Micossi y Miller (eds.), The European Monetary System, Cambridge, Cambridge University Press.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.
- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sebastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9507 **Francisco Alonso:** La modelización de la volatilidad del mercado bursátil español.
- 9508 **Francisco Alonso y Fernando Restoy:** La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable.
- 9509 **Fernando C. Ballabriga, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** España en Europa: asimetrías reales y nominales.
- 9510 **Juan Carlos Casado, Juan Alberto Campoy y Carlos Chuliá:** La regulación financiera española desde la adhesión a la Unión Europea.
- 9511 **Juan Luis Díaz del Hoyo y A. Javier Prado Domínguez:** Los FRAs como guías de las expectativas del mercado sobre tipos de interés.
- 9512 **José M.ª Sánchez Sáez y Teresa Sastre de Miguel:** ¿Es el tamaño un factor explicativo de las diferencias entre entidades bancarias?
- 9513 **Juan Ayuso y Soledad Núñez:** ¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública.
- 9514 **M.ª Cruz Manzano Frías y M.ª Teresa Sastre de Miguel:** Factores relevantes en la determinación del margen de explotación de bancos y cajas de ahorros.
- 9515 **Fernando Restoy and Philippe Weil:** Approximate equilibrium asset prices.
- 9516 **Gabriel Quirós:** El mercado francés de deuda pública.
- 9517 **Ana L. Revenga and Samuel Bentolila:** What affects the employment rate intensity of growth?
- 9518 **Ignacio Iglesias Araúzo y Jaime Esteban Velasco:** Repos y operaciones simultáneas: estudio de la normativa.
- 9519 **Ignacio Fuentes:** Las instituciones bancarias españolas y el Mercado Único.
- 9520 **Ignacio Hernando:** Política monetaria y estructura financiera de las empresas.
- 9521 **Luis Julián Álvarez y Miguel Sebastián:** La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica.
- 9522 **Soledad Núñez Ramos:** Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos.
- 9523 **Isabel Argimón, José M. González-Páramo y José M.ª Roldán Alegre:** Does public spending crowd out private investment? Evidence from a panel of 14 OECD countries.

- 9524 **Luis Julián Álvarez, Fernando C. Ballabriga y Javier Jareño:** Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española.
- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.ª Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés?
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid